

Mudanças nas Expectativas Macroeconômicas Afetam a Política de Dividendos das Empresas de Capital Aberto? Uma Análise de Cointegração e Causalidade de Granger

Jéfferson Augusto Colombo¹

Rodrigo Eduardo Bampi²

Cássio da Nóbrega Bessaria³

Resumo: A decisão corporativa de distribuir ou não o lucro gerado pela operação da empresa a seus acionistas ainda é bastante controversa na literatura. Em geral, três teorias principais norteiam os estudos sobre a decisão dos gestores em política de dividendos: assimetria de informações, custos de transação e custos de agência. O presente artigo busca analisar, no âmbito da assimetria de informações, se mudanças nas expectativas dos agentes afetam decisões sobre dividendos no Brasil. Especificamente, são utilizadas séries de projeções do mercado quanto ao PIB, SELIC, IPCA e PTAX para os próximos doze meses para analisar predeterminações (causalidade de Granger) e relações de longo prazo (cointegração) com os dividendos pagos pelas empresas listadas na Bovespa, no período de 2004 a 2009. Encontrou-se evidência de que expectativas favoráveis (desfavoráveis) quanto ao futuro da economia nacional estão ligadas a reduções (aumentos) na distribuição de dividendos. Este resultado sugere que os efeitos da escassez de capital e do aumento no custo de oportunidade exercem um papel de *dominância* sobre a influência das perspectivas mais brandas acerca do futuro da economia.

Palavras-chave: Política de Dividendos, Expectativas, Projeções Macroeconômicas, Causalidade de Granger.

Abstract: The corporate decision to distribute or not the profit generated by the operation of the company to its shareholders is still controversial. In general, three major theories guide the study of the decision makers in dividend policy: information asymmetry, transaction costs and agency costs. This article aims to analyze, under the asymmetric information hypothesis, if changes in agents' expectations affect decisions about dividends in Brazil. Specifically, we use series of market projections about the GDP, SELIC, IPCA and PTAX for the next twelve months to analyze predeterminations (Granger causality) and long-term relationships (cointegration) with the dividends paid by companies listed on Bovespa, in the period of 2004 to 2009. This study found evidence that more favorable (unfavorable) expectations about the future of the national economy are linked to reductions (increases) in the distribution of dividends. This result suggests that the effects of capital restrictions and increased opportunity cost play a role of dominance on the influence of the softer outlook on the future of the economy.

Keywords: Dividend Policy, Expectations, Macroeconomic Projections, Granger Causality.

ÁREA 3 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Classificação JEL – E44

¹ Economista da FEE/RS e Mestrando - PPGA/EA/UFRGS. Rua Maria Mocelin, 145, Bairro Vicentina, CEP 95180-000 – Farroupilha – RS. Fone: (54) 9151-0030. E-mail: jeff_zzz@hotmail.com

² Mestre em Administração – UCS. Rua Guilherme Engers, 368, Bairro Vicentina CEP 95180-000 – Farroupilha – RS. Fone: (54) 9139-9933. E-mail: rodrigoebampi@yahoo.com.br

³ Doutorando – PIMES/UFPE. Rua Maria Jaboatão, 70, apto 304. Várzea. Recife – PE. CEP 50740-360. Fone: (83) 8851-7596. E-mail: cassiodanobrega@yahoo.com.br

1. INTRODUÇÃO

A decisão gerencial sobre o que fazer com o lucro gerado pela atuação da empresa ainda é bastante controversa na literatura. Apesar de aparentemente simples, vários são os determinantes e as conseqüências da retenção ou não de lucro para reinvestimentos no próprio negócio. As principais teorias buscam explicar as decisões dos gestores e a distribuição de dividendos sob mercados de informação completa e incompleta.

Modigliani & Miller (1961), em seu clássico artigo, sugeriram que a política de dividendos é irrelevante em relação ao valor da firma. Sob a hipótese de mercados perfeitos, ao se separar as decisões de investimento e de financiamento, os autores concluíram que o valor da empresa era determinado única e exclusivamente pelo retorno dos investimentos realizados.

Entretanto, ao considerarem-se imperfeições ou fricções de mercado, a hipótese de irrelevância da política de dividendos acaba sendo frequentemente refutada. Para Deshmukh (2005), são consideradas possíveis explicações para a importância da política de dividendos três focos teóricos principais: *assimetria de informações*, *custos de transação* e *custos de agência*. A partir desses três núcleos, diversos estudos buscaram explicar as decisões sobre política de dividendos.

Sob outro enfoque, porém, há o entendimento de que mudanças na política de dividendos podem ser explicadas por mudanças nas expectativas em relação ao futuro da economia. A expectativa de um PIB maior no futuro, por exemplo, pode fazer com que os gestores, ao considerar um aumento permanente nos lucros futuros da firma, aumentem o pagamento de dividendos já no presente. Por outro lado, expectativas melhores acerca da economia aumentam o custo de oportunidade da distribuição do capital e podem ocasionar uma redução na distribuição de dividendos, além de maiores investimentos. Analogamente, a expectativa em relação às taxas de câmbio, inflação e juros também é ambígua.

Assim, a contribuição do presente artigo para a literatura brasileira de dividendos é analisar variações na distribuição de dividendos por meio das expectativas macroeconômicas. Especificamente, o objetivo do presente estudo é relacionar mudanças nas expectativas em relação ao PIB, Inflação, Taxa de Juros e Taxa de Câmbio com a distribuição de dividendos nas empresas de capital aberto no Brasil.

O teste proposto pelo estudo pode apresentar três resultados distintos: i) impacto negativo; ii) neutralidade; iii) impacto positivo. Caso a primeira ou a última ocorra, observa-se uma relação de *dominância* de uma corrente teórica em relação a outra. Caso contrário, os impactos podem ocorrer simultaneamente e em magnitudes semelhantes, provocando uma relação de neutralidade (não significância).

Neste sentido, o estudo apresenta, inicialmente uma breve revisão literária quanto ao tema de política de dividendos, seguida de uma seção que apresenta uma revisão de testes de cointegração e de causalidade, metodologia utilizada no estudo. A seção seguinte trata dos aspectos metodológicos. Posteriormente, a quinta seção expõe a seleção e as características da amostra. A sexta sessão elucida os resultados encontrados e, por fim, são tecidas as considerações finais.

2. POLÍTICA DE DIVIDENDOS

Em meio a teoria de política de dividendos, três grandes correntes são apresentadas ao longo da literatura: custos de transação, custos de agência e assimetria de informações.

Segundo a corrente teórica dos custos de transação, estes afetariam diretamente a forma com que a empresa toma decisões sobre dividendos. Na prática, não só através de dividendos puros que uma empresa distribui lucro a seus acionistas, mas também por recompra de ações e bonificações (ALLEN & MICHAELY, 2002). No Brasil, ainda, existe uma terceira opção de distribuição de lucros, conhecida como juros sobre o capital próprio (JSCP).

O tratamento fiscal das diversas formas de distribuição de dividendos varia conforme o país e sua legislação tributária. Nesse sentido, Black (1976) coloca uma questão que ficou conhecida na literatura como “*dividend puzzle*”. Nos EUA, onde os impostos sobre dividendos são maiores do que os impostos sobre ganhos de capital, por que as empresas distribuem tantos proventos sob a forma de dividendos em dinheiro – cerca de 50% do lucro líquido total das empresas? Esta questão, embora ainda não solucionada, é frequentemente explicada pela ideia de que o sinal emitido pelas empresas através de dividendos só é informativo em um ambiente com alta taxação nos dividendos (BHATTACHARYA, 1979; JOHN & WILLIAMS, 1985).

A segunda corrente teórica para decisões relacionadas a dividendos enfatiza o conceito de custos de agência (JENSEN & MECKLING, 1976). Seus defensores preconizam que firmas com fluxos de caixa livres substanciais tenderão a sobreinvestir, aceitando projetos com valor presente líquido (NPV) negativo. Assim, em firmas com problema de *overinvestment*, aumentos nas distribuições de dividendos tenderiam a aumentar o valor da firma, visto que ocasionariam uma maior seletividade nos projetos de investimento.

Finalmente, os modelos de assimetria de informações focam em dois aspectos principais: sinalização (MILLER & ROCK, 1985; BERNHEIM & WANTZ, 1995; GARRET & PRIESTLEY, 2000) e a *pecking order* (MYERS, 1984; MYERS & MAJLUF, 1984). Os modelos derivados de assimetria informacional pressupõem que o gestor possui muito mais informações sobre a firma do que acionistas e credores, o que pode levar ao problema de subinvestimento. Este problema será nitidamente maior quando maior for a disparidade informacional entre as partes, ou seja, quanto maior for o *gap* entre o que os administradores sabem e o que as partes interessadas sabem sobre as verdadeiras características da empresa.

Para os defensores da *pecking order*, as firmas financiam seus novos investimentos minimizando custos oriundos de assimetria de informações. Utilizam, pois, recursos financeiros na seguinte ordem: i) lucros retidos; ii) dívida de baixo risco; iii) dívida de alto risco; iv) emissão de ações (MYERS, 1984; FAMA & FRENCH, 2002). O reinvestimento dos lucros gerados seria, assim, a fonte de financiamento preferencial dos gestores, o que consagraria *dividend payouts* menores para a firma.

Um segundo grupo de modelos criados a partir da teoria da assimetria informacional gira em torno da questão da sinalização (KALAY, 1980; MILLER & ROCK, 1985). Segundo esta corrente teórica, o ato de pagar, quanto e quando pagar dividendos gera um sinal ao mercado sobre as perspectivas dos gestores, os quais possuem mais informações sobre o negócio do que os acionistas. Se a empresa não paga ou paga pouco dividendo, pode haver um sinal implícito nessa atitude de que a empresa possui diversos projetos com NPV positivo disponíveis. Entretanto, pode ocorrer uma segunda interpretação sobre a divulgação de dividendos, especialmente quando do anúncio de políticas de recompra de ações: de que a empresa, cujos gestores têm mais informações que o restante do mercado, está subavaliada, aproveitando o *market timing* para adquirir suas ações a um preço módico.

Para Miller e Rock (1985), o anúncio de dividendos por parte das firmas contém informação sobre seus prováveis lucros futuros. Por essa “rota indireta”, os dividendos podem adquirir um importante conteúdo informacional, representando um sinal com capacidade preditiva do desempenho das firmas em períodos futuros. Na literatura, este assunto ficou

conhecido como o conteúdo informacional dos dividendos (*information content of dividends*). Segundo esta teoria, os gestores utilizam variações nos dividendos como forma de sinalizar ao mercado mudanças na lucratividade futura da empresa. Seguindo esta mesma linha, Smart, Megginson e Gitman (2004) afirmam que os gestores tendem a aumentar os dividendos regulares somente quando esperam fluxos de caixa suficientes para pagar os dividendos e honrar as necessidades financeiras da firma.

No escopo da teoria da sinalização, é razoável supor que variações positivas no pagamento de dividendos hoje impliquem lucros maiores no futuro. Lintner (1956) foi um dos pioneiros a desenvolver um modelo baseado em variação dos dividendos e lucros correntes e valores passados dos dividendos. Fama e Babiak (1968) refinaram o modelo de Lintner e sugeriram que a melhor projeção dos dividendos é dada por um modelo de regressão com valores presentes e passados dos lucros, além dos próprios dividendos defasados. Através destas evidências, fica implícita a presença de endogeneidade na relação entre dividendos e lucros. Enquanto a teoria da sinalização aponta que as variações nos dividendos hoje podem conter informação sobre os lucros futuros, os dividendos são, eles mesmos, uma função dos lucros presentes e passados da firma.

Embora muitos artigos tenham testado a teoria da sinalização por meio de dividendos e lucros futuros, tanto no Brasil (FIGUEIREDO, 2002) quanto no exterior (LINTNER, 1956; MILLER & ROCK, 1985, GARRIET & PRIESTLEY, 2000), não foi encontrado registro de estudos relacionando a decisão de dividendos com variações nas expectativas macroeconômicas dos agentes. No entanto, indiretamente muitos *papers* sugerem impactos específicos sobre a variável de interesse, como pode ser verificado na Figura 1.

Figura 1: Quadro de variações nas expectativas futuras dos gestores em relação ao PIB de 12 meses e suas consequências na distribuição de dividendos

Autor	Proposição teórica	Impacto sugerido na distribuição de dividendos
Miller e Rock (1985)	Variações nos dividendos podem conter informação sobre os prováveis lucros futuros da firma.	Positivo
Fama e French (1998)	Variáveis <i>proxys</i> para lucros futuros esperados são relevantes para explicar <i>dividend payouts</i> correntes.	Positivo
Marsh e Merton (1987)	Dividendos atuam como <i>preditores</i> de lucros permanentes correntes e futuros, e para lucros permanentes correntes inesperados.	Positivo
Kalay (1980)	Reduções na distribuição de dividendos podem ser "forçadas", não envolvendo discricionariedade do gestor.	Neutro
Garret e Priestley (2000)	Não encontraram evidências que suportam a noção de que dividendos sinalizam lucros futuros.	Neutro
Yoon e Starks (1995)	Aumentos (reduções) nos dividendos estão associados a significativos acréscimos (decréscimos) em despesas de capital nos três anos após o anúncio da mudança nos dividendos.	Negativo
Lang e Litzenberger (1988)	Sugerem que variações nos dividendos sinalizam a estratégia de investimentos da firma, especialmente aquelas com excesso de investimento.	Negativo

Fonte: Elaborado pelo autor.

Como mostra o quadro acima, as evidências da literatura quanto ao desempenho futuro das firmas e da economia como um todo e seu impacto na distribuição de dividendos não são consensuais, variando significativamente de acordo com o enfoque teórico adotado.

3. COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE DE GRANGER

A utilização de modelos de cointegração na teoria de dividendos é bastante recente. Trabalhos seminais como os de Lintner (1956) e Fama & Blahnik (1968) modelaram por OLS a relação entre dividendos e lucro, pressupondo uma relação de curto prazo entre as variáveis. Mais recentemente, com o avanço do ferramental econométrico, outros enfoques têm sido utilizados para verificar a relação de longo prazo entre as variáveis, como os modelos de Engle-Granger e Johansen (para análise de cointegração) e Granger (para análise de causalidade).

Um dos problemas centrais na análise de séries temporais é ressaltado por Hendry e Juselius (2000), qual seja, a econometria “clássica” assume que dados observados advêm de processos estacionários, onde médias e variâncias são constantes através do tempo. Todavia, muitas das séries financeiras e econômicas que estudamos não são estacionárias (NELSON, 1973). Exemplos disso podem ser séries do PIB, mercado de ações, vendas de uma firma, etc. Estas séries, em nível, podem não ter média e variância constantes, mas podem conter sequencialidade nas variações em cada período, o que Nelson (1973) define como uma situação de não estacionariedade homogênea. Nestes casos, é possível gerar um processo estacionário a partir das diferenças entre os valores em cada período.

Em seu estudo, Hendry e Juselius (2000) investigaram as propriedades comparativas de processos estacionários e não estacionários. Em testes com séries do preço da gasolina, os autores mostraram que os processos em questão eram não estacionárias, ou seja, possuíam raiz unitária, mas que podiam ser transformados em processos estacionários por diferenciação e transformações de cointegração. Este último procedimento que gera uma combinação linear das variáveis que não possui raiz unitária (isto é, é estacionária).

Para Caldeira e Portugal (2009), é importante diferenciar o conceito de correlação de cointegração. Alta correlação entre variáveis não implica cointegração, e cointegração não implica alta correlação todo o tempo. Quando analisamos duas séries não estacionárias, pode haver entre elas um forte grau de associação, o que não significa que necessariamente exista uma relação de equilíbrio longo prazo entre elas.

Um teste bastante simples sobre cointegração foi proposto por Engle e Granger (1987), para verificar se a regressão entre duas séries de tempo não seja de fato espúria. O teste consiste na regressão linear de uma variável contra a outra e verificação da estatística τ (tau), assim como nos testes de *Dickey-Fuller* (DF) ou *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Se a estatística calculada for superior em módulo à estatística do teste Engle-Granger, concluímos que os resíduos da regressão são estacionários.

Se duas séries temporais são cointegradas, pressupõe-se que exista entre elas uma relação de equilíbrio de longo prazo. Assim, séries de dividendos pagos por uma empresa podem ter uma relação de estabilidade com seus dividendos passados, ou então com seus lucros correntes, por exemplo. Tais evidências empíricas evidenciariam políticas de dividendos diferentes. As empresas podem optar por pagar *dividend payouts* constantes, dividendos nominais constantes ou, ainda, variações nos dividendos relacionadas a variações nos lucros (SMART, MEGGINSON E GITMAN, 2004).

Mougoué e Rao (2003) utilizaram testes de cointegração para explicar a relação entre dividendos e lucros. Encontraram que uma em cada cinco empresas de setores não regulados apresentava uma relação condizente com a hipótese de sinalização através do tempo. Em setores mais regulados, este número sobe para uma em cada três empresas. Em estudo similar, Iquiapaza, Bressan e Barbosa (2005) evidenciaram no Brasil que cerca de 20% das empresas

que apresentaram mudanças na distribuição de dividendos apresentaram comportamento condizente com a hipótese de sinalização.

Basse (2009) testou no mercado australiano se há cointegração entre inflação e dividendos, através do método de Johansen. Como resultado, o autor encontrou evidências que sugerem que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis e que a inflação contribui para o aumento dos dividendos reais. Já Kormendi e Zarowin (1996), ao estudar o ajustamento dos dividendos a novas informações sobre lucros nos EUA, encontraram evidências de que os dividendos variam primeiramente em respostas a variações permanentes nos lucros; as variações transitórias nos lucros, por outro lado, tem pouco ou nenhum efeito sobre os dividendos pagos aos acionistas. A metodologia utilizada foi a de cointegração entre os dividendos e os lucros.

4. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Como já mencionado, a modelagem empírica se dará em duas etapas. Primeiramente, utiliza-se o teste de Engle-Granger para análise de cointegração, para uma amostra de dividendos de empresas com negociação na Bovespa (total do mercado). Para evitar a obtenção de relações espúrias, testa-se antes se as séries, individualmente, são estacionárias. As séries de expectativas macroeconômicas consideradas no estudo são trimestrais, a exemplo da variável de dividendos, e foram obtidas através do Relatório Focus, disponível no site do Banco Central do Brasil. As séries base do estudo são:

- i) DIV_A = Dividendos mais juros sobre capital próprio por ação;
- ii) EXP_PIB_{12m} = Expectativa para o PIB brasileiro daqui a próximos 12 meses;
- iii) EXP_SELIC_{12m} = Expectativa para a SELIC daqui a 12 meses;
- iv) EXP_IPCA_{12m} = Expectativa para o IPCA daqui a 12 meses;
- v) EXP_PTAX_{12m} = Expectativa para a taxa de câmbio daqui a 12 meses;

Se as duas séries forem não estacionárias e possuírem a mesma ordem de integração, então uma combinação linear entre elas é estacionária (ENGLE & GRANGER, 1987). A segunda fase será dada pela análise da causalidade no sentido de Granger (1969). Ao adicionar-se um vetor autoregressivo de expectativas macroeconômicas no modelo AR(n) dos dividendos, uma relação de significância estatística entre as variáveis suportaria o enfoque teórico que pressupõe que choques nas expectativas agregadas estão correlacionados com a distribuição de lucros nas empresas. Para obter-se a direção da causalidade, faz-se o teste inverso, com a variável dividendos como independente, e os vetores autoregressivos de dividendos e expectativas de PIB, Taxa de Juros, Taxa de Inflação e Taxa de Câmbio como variáveis dependentes. Uma significância da variável acrescentada em ambos os testes denotaria uma causalidade de Granger bidirecional, suportando a ideia de existência de endogeneidade entre expectativas macroeconômicas e dividendos.

a) Testes de raiz unitária

Para testar se as séries são estacionárias, utilizou-se o teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). A equação de teste advém de um modelo regressivo que, genericamente, será representado pelo modelo sem constante e sem tendência, descrito por:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde Y_t é o nível de dividendos distribuídos, ρ é coeficiente de autocorrelação de primeira ordem, Y_{t-1} é a primeira defasagem de Y_t e μ_t é o componente residual da regressão, com média zero e variância constante. Extraindo a primeira diferença em (1), temos que:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Sendo que a diferença é dada pelo operador de defasagem de ordem 1. Por transformação algébrica em (2), chega-se a:

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1) * Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde $(\rho - 1)$ é o coeficiente de correlação parcial da diferença com o valor defasado de Y_t . Pelo método de Engle e Granger (1987), este é o parâmetro de teste, para verificar se a equação (3) apresenta ou não raiz unitária. Simplificando (3), temos que:

$$\Delta Y_t = a * Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde $a = (\rho - 1)$, apenas para simplificação algébrica. A hipótese nula em (4) é que $a = 0$, ou seja, que o coeficiente de autocorrelação parcial é igual a 1, e que há raiz unitária na série. Alternativamente, se “a” for estatisticamente diferente de zero, considera-se que a série é estacionária. Em havendo não estacionariedade, faz-se o mesmo procedimento de teste para a variável em primeira diferença (ΔY_t), para verificar se a variável é integrada de ordem 1 (I(1)). Repete-se o procedimento todo para as séries macroeconômicas.

b) Análise de cointegração

Se as evidências apontarem para não estacionariedade das séries de dividendos e lucros, procede-se para o teste de cointegração entre as variáveis. Para isso, estima-se a regressão entre as variáveis por OLS (mínimos quadrados ordinários, na tradução), e, através da análise dos resíduos da regressão cointegrante, verifica-se se estes são estacionários ou não, novamente pelos testes DF e ADF. A regressão cointegrante pode ser exposta da seguinte forma, para o exemplo entre Dividendo por ação e expectativa do PIB para os próximos doze meses:

$$DIV_A_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 EXP_PIB_{t+12m} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde:

$DIV_A_{i,t}$ = Dividendo distribuído pela empresa “i” no período “t”.

ϕ_0 = Constante.

ϕ_1 = Coeficiente angular da regressão por OLS.

EXP_PIB_{t+12m} = Expectativa do mercado para o PIB no período “t+12 meses”.

ε_t = Termo de erro aleatório.

A condição necessária para cointegração é que ε_t seja estacionário e não autocorrelacionado, o que se verifica aplicando o teste ADF na regressão dos resíduos estimados em (5):

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \theta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta \hat{\varepsilon}_{t-j} + \zeta_t \quad (6)$$

A partir de (6), realiza-se o teste t para verificar a hipótese nula de $\theta=0$. Se os resíduos forem mesmo estacionários, ou seja, se a hipótese de raiz unitária seja rejeitada na série, diz-se que a relação entre as variáveis não é espúria, e que os parâmetros estimados em (5) representam a relação de equilíbrio de longo prazo.

c) Causalidade de Granger

A abordagem de Granger (1969) permite verificar a direcionalidade das relações entre as variáveis de interesse. Assim, o teste pode fundamentar a hipótese de expectativas macroeconômicas: i) causarem variações nos dividendos (positivas ou negativas, dependendo do enfoque teórico), em caso de causalidade unidirecional; ii) no caso de causalidade bilateral, evidencia-se endogeneidade; iii) no caso de relação insignificante, pressupõe-se neutralidade ou independência entre as variáveis. A equação de causalidade conjunta pode ser definida por:

$$\Delta DIV - A_t = \phi_1 + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta DIV - A_{t-i} + \dots + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta EXP - PIB_{12m,t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta EXP - PIB_{12m,t} = \phi_1 + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta DIV - A_{t-i} + \dots + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta EXP - PIB_{12m,t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Onde (7) e (8) representam as regressões no contexto de vetores autoregressivos (VAR). Por razões de espaço, foram ocultadas as demais variáveis explicativas do modelo, aplicando-se genericamente a série do PIB futuro, para exemplificação. A equação (8) é repetida com a inclusão das séries SELIC, IPCA e PTAX também como variáveis dependentes.

Supondo $\sum_{i=1}^n \theta_i = \delta_i$ e $\sum_{i=1}^n \gamma_i = \psi_i$, o teste de Granger verifica se os coeficientes da variável adicionada ao modelo autoregressivo são estatisticamente diferentes de zero ou não. Se ψ_i for estatisticamente significativo pelo teste F em (7), significa que a adição do vetor autoregressivo do PIB ajuda a explicar a variação nos dividendos distribuídos ocorrida no tempo t. Neste caso, haveria uma relação causal direta de expectativa de PIB para dividendos, ou, em outras palavras, as variações passadas nas expectativas seriam variáveis preditoras dos dividendos futuros. Analogamente, se em (8) o teste F apontar significância do coeficiente δ_i , significa que a inclusão do vetor autoregressivo das variações dos dividendos agrega informação na determinação das variações futuras do PIB. Como síntese, a Tabela 1 exibe as diversas situações que podem ocorrer nos testes efetuados, relacionando-as com as pressuposições teóricas.

Tabela 1: Testes de Causalidade de Granger e proposições teóricas

Modelo genérico	
$\Delta DIV - A_t = \phi_1 + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta DIV - A_{t-i} + \dots + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta EXP - PIB_{12m,t-j} + \varepsilon_t$	
Coeficientes das variáveis	
$\Delta EXP - DIV - A_{12m,t-j} = \delta_i$	Variável dependente
$\Delta EXP - PIB_{12m,t-j} = \psi_1$	Variável dependente

$\Delta EXP_SELIC_{12m,t-j} = \psi_2$			Variável dependente
$\Delta EXP_IPCA_{12m,t-j} = \psi_3$			Variável dependente
$\Delta EXP_PTAX_{12m,t-j} = \psi_4$			Variável dependente
	Resultado teste F	Significado	Proposição teórica
Variável independente: ΔEXP_PIB_12m			
ψ_1	Igual a Zero	Neutralidade	Neutralidade da expectativa de PIB
ψ_1	Diferente de Zero e sinal positivo	ΔDIV_A é precedido por ΔEXP_PIB_12m	Impacto positivo da expectativa de PIB
ψ_1	Diferente de Zero e sinal negativo	ΔDIV_A é precedido por ΔEXP_PIB_12m	Impacto negativo da expectativa de PIB
Variável independente: ΔEXP_SELIC_12m			
ψ_2	Igual a Zero	Neutralidade	Neutralidade da expectativa de Juros
ψ_2	Diferente de Zero e sinal positivo	ΔDIV_A é precedido por ΔEXP_SELIC_12m	Impacto positivo da expectativa de Juros
ψ_2	Diferente de Zero e sinal negativo	ΔDIV_A é precedido por ΔEXP_SELIC_12m	Impacto negativo da expectativa de Juros
Variável independente: ΔEXP_IPCA_12m			
ψ_3	Igual a Zero	Neutralidade	Neutralidade da expectativa de Inflação
ψ_3	Diferente de Zero e sinal positivo	ΔDIV_A é precedido por ΔEXP_IPCA_12m	Impacto positivo da expectativa de Inflação
ψ_3	Diferente de Zero e sinal negativo	ΔDIV_A é precedido por ΔEXP_IPCA_12m	Impacto negativo da expectativa de Inflação
Variável independente: ΔEXP_PTAX_12m			
ψ_4	Igual a Zero	Neutralidade	Neutralidade da expectativa de Inflação
ψ_4	Diferente de Zero e sinal positivo	ΔDIV_A é precedido por ΔEXP_PTAX_12m	Impacto positivo da expectativa de Dólar
ψ_4	Diferente de Zero e sinal negativo	ΔDIV_A é precedido por ΔEXP_PTAX_12m	Impacto negativo da expectativa de Dólar

Nota: OBS: Os modelos são testados conjuntamente e o nível de significância utilizado no teste F é 5%. Os lags dos vetores autoregressivos são determinados pelo critério de informação de Akaike (AIC), a partir de um modelo "general to specific", para cada variável.

Fonte: Elaborado pelo Autor

5. AMOSTRA

A seleção de empresas pelo software Economática gerou uma amostra inicial de 1126 ações negociadas, incluindo ON, PN e outras preferenciais especiais. Entretanto, inclusão das séries trimestrais de dividendos por ação (DIV/A) e lucro por ação (LPA) imputa uma grande quantidade de empresas que não registraram lucros ou dividendos, em um ou mais períodos. A Tabela 2 registra o total de empresas que apresentaram lucros e dividendos sistemáticos entre o 1T_2004 e o 3T_2009, amostra compreendida por 23 períodos. Desta tabela, verifica-se que boa parte das empresas que apresentaram LPA positivo em todos os períodos não distribuiu seus lucros com mesma periodicidade, seja por restrições no Estatuto, seja por decisões estratégicas e/ou gerenciais.

Tabela 2: Panorama de dividendos e lucros por ação (1T_2004 a 3T_2009)

Dividendos	Quantidade de empresas	%
LPA > 0 em todos os anos da amostra (1)	571	50,71
Dividendo > 0 em todos os anos da amostra (2)	216	19,18
(1) e (2) mutuamente satisfeitos (3)	210	18,65
LPA > 0 em todos os trimestres (4)	291	25,84
Dividendo > 0 em todos os trimestres (5)	21	1,87
(4) e (5) mutuamente satisfeitos (6)	17	1,51
Número total de empresas	1.126	
Período amostral (nº de trimestres)	23	

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados do Economática

A diferença entre (2) e (3) e (5) e (6) na Tabela 2 se deve ao fato de que algumas empresas pagaram dividendos em todos os trimestres mesmo sem ter obtido lucro positivo em todos os períodos. A Usiminas (USIM3 e USIM5) é um exemplo bastante claro: embora tenha pagado dividendos trimestrais sistematicamente no período compreendido pelo estudo, a empresa registrou prejuízo líquido no 1º trimestre de 2009. Esta situação pode decorrer, conforme a Lei das Sociedades por Ações, das contas de lucros acumulados ou reserva de lucros existentes no último balanço anual ou semestral. Assim, prejuízos pontuais nos resultados trimestrais não implicam, necessariamente, não pagamento de dividendos.

Ademais, a periodicidade dos pagamentos de dividendos foi definida como trimestral em função da ausência de dados anuais anteriores a 1994. Assim, a disponibilidade de dados não suporta um estudo no Brasil com dados anuais, como o que fez Lintner (1956) e Kormendi & Zarowin (1996) no mercado americano. Tal limitação inerente ao mercado brasileiro exclui diretamente empresas com pagamentos de dividendos em periodicidade superior à trimestral, o que é uma prática bastante comum no mercado brasileiro. Além disso, os dados relativos às projeções macroeconômicas do mercado brasileiro encontram-se disponíveis a partir de 2002 apenas, o que também impede que séries com periodicidade maior (anual, por exemplo) sejam utilizadas.

6. RESULTADOS

a) Testes de raiz unitária

Os testes de raiz unitária foram realizados sobre as séries dispostas em nível, ou seja, não foram tiradas diferenças ou variações da amostra. Conforme já mencionado, foi utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para caracterizar a estacionariedade ou não das séries, cujo nível de significância considerado foi de 5%. A série EXP_PIB_12m, que apresentou um p-valor associado ao coeficiente “a” do teste inferior a 0,05, foi considerada estacionária, ou seja, integradas de ordem zero (I(0)). Já as séries DIV_A_TOTAL, EXP_SELIC_12m, EXP_IPCA_12m e EXP_PTAX_12m apresentaram um p-valor associado ao teste superior a 0,05, o que denota que as séries são não estacionárias. Adicionalmente, para estas séries, foi novamente calculado o teste ADF sobre as séries em diferenças (valor em “t” menos valor em “t – 1”), para confirmar a hipótese de estacionariedade em diferença. Para todas as variáveis, os resultados indicam que as primeiras diferenças são I(0), o que evidencia que estas séries são, de fato, integradas de ordem um (I(1)).

Tabela 3: Resultado dos testes de raiz unitária (ADF)

Variável	Modelo	Estatística de teste	p-valor	Resultado
DIV_A_TOTAL	C	-2,79331	0,05919	I(1)
DIV_A_TOTAL	C, T	-3,38122	0,05386	I(1)
EXP_PIB_12m	C	-6,70114	0,01203	I(0)

EXP_PIB_12m	C, T	-6,51041	0,01168	I(0)
EXP_SELIC_12m	C	-1,18600	0,68290	I(1)
EXP_SELIC_12m	C, T	-3,03501	0,12260	I(1)
EXP_IPCA_12m	C	-2,11697	0,23800	I(1)
EXP_IPCA_12m	C, T	-1,74780	0,72990	I(1)
EXP_PTAX_12m	C	-1,95023	0,30940	I(1)
EXP_PTAX_12m	C, T	-2,38665	0,38650	I(1)

Nota: todas as variáveis foram modeladas com constante apenas (C) e com constante e tendência (T). Em nenhum caso, a diferença no modelo gerou resultados divergentes. Para as variáveis não estacionárias, os testes ADF com as primeiras diferenças resultaram todos em rejeição da hipótese nula de não estacionariedade, portanto, são todos I(1). Os valores críticos da estatística tau de Dickey-Fuller são, a 5% e 1%, respectivamente, -3,00 e -3,75, para o modelo com constante (C), e -3,60 e -4,38, para o modelo com constante e com tendência (T).

Fonte: Elaborado pelo autor.

b) Análise de cointegração

Dando sequência à análise, foram realizados testes para ver se as séries de expectativas macroeconômicas são fatores determinantes na variação dos dividendos agregados no Brasil. Pela estimação por OLS, verificou-se que a variável mais influente na explicação de VAR_DIV_A_TOTAL é VAR_EXP_PIB_12m, cuja significância estatística pode ser corroborada a 10%. O sinal da variável foi negativo, sugerindo que variações negativas na expectativa do PIB estão relacionadas a aumentos na distribuição de lucros, sugerindo que a relação de dominância é caracterizada pelas restrições financeiras (YOON E STARKS, 1995; LANG E LITZENBERGER, 1988). Tal relação é evidenciada também nas variações nas projeções da SELIC e do IPCA, que apresentaram sinal positivo, conforme sugerido por esta corrente teórica (embora não tenha havido significância estatística).

Tabela 4: Regressão por Mínimos Quadrados (OLS) - Variável dependente: VAR_DIV_A_TOTAL

<i>Variável independente</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
Δ EXP_PIB_12m	-0,623937	-1,8805	0,07632*
Δ EXP_SELIC_12m	0,270395	0,1065	0,91636
Δ EXP_IPCA_12m	2,0696	0,963	0,3483
Δ EXP_PTAX_12m	-0,682252	-0,2265	0,82335
Média var. dependente	-0,041708	D.P. var. dependente	0,953612
Soma resíd. quadrados	15,53901	E.P. da regressão	0,929128
R-quadrado	0,187935	R-quadrado ajustado	0,05259
F(4, 18)	1,041426	P-valor(F)	0,413332
Log da verossimilhança	-27,39207	Critério de Akaike	62,78414
Critério de Schwarz	67,14831	Critério Hannan-Quinn	63,81221
Rô	-0,603583	Durbin-Watson	3,090883

Nota: A regressão considerou o crescimento das variáveis selecionadas, medido pela variação logaritmica. ***, ** e * representam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente. O sinal negativo na variável PIB e positivo nas variáveis SELIC e IPCA sugerem que expectativas mais positivas quanto ao futuro da economia reduzam o montante distribuído de dividendos, ou seja, sustentam a hipótese de restrições de capital.

Fonte: Elaborado pelo autor

Apesar da significância estatística do modelo OLS, relações de curto prazo entre variáveis não configuram necessariamente uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas (CALDEIRA e PORTUGAL, 2009). Pelo teste de Engle e Granger (1987), nenhuma combinação linear das variáveis estudadas demonstrou ser estacionária, e por isso não se pode inferir que existam relações estáveis no longo prazo. Os testes, conforme elucidada a Tabela 5,

foram realizados tanto para as variáveis em nível quanto para as taxas de crescimento (variações percentuais) ocorridas mensalmente.

Tabela 5: Resultado dos testes de cointegração (Teste de Engle e Granger)

Variável dependente: DIV_A_TOTAL	Tipo de teste	Cointegração
EXP_PIB_12m	C	NÃO
EXP_SELIC_12m	C	NÃO
EXP_IPCA_12m	C	NÃO
EXP_PTAX_12m	C	NÃO
Δ EXP_PIB_12m	C	NÃO
Δ EXP_SELIC_12m	C	NÃO
Δ EXP_IPCA_12m	C	NÃO
Δ EXP_PTAX_12m	C	NÃO

Nota: Em função dos resultados não divergentes na verificação de raiz unitária, todas as variáveis foram modeladas com constante apenas (C). A estatística de teste foi calculada individualmente para cada uma das séries, sempre em relação à variável dependente (DIV_A_TOTAL). O nível de significância considerado para caracterizar cointegração foi de 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

c) Análise de Causalidade de Granger

Por fim, os testes relativos à causalidade no sentido de Granger forneceram evidências de que as variáveis Δ EXP_PIB_12m e Δ EXP_PTAX_12m podem anteceder variações na distribuição de dividendos em nível agregado. A primeira apresentou significância dos

coeficientes $[\sum_{i=1}^n \gamma_i = \psi_i]$, onde $\psi_i = \psi_1, \psi_2, \psi_3, \psi_4$, medida por ψ_1 , individualmente e no

modelo conjunto para o modelo com 1 defasagem. Ou seja, na amostra utilizada, pode-se inferir com 95% de confiança que variações na expectativa do mercado quanto ao PIB daqui a 12 meses precedem variações nos dividendos totais, com defasagem de um trimestre. Uma possível explicação para o resultado encontrado é que existe um *gap* entre a decisão de distribuir dividendos e seu efetivo pagamento, que pode ser detectado pelo teste de causalidade. Sendo assim, os gestores podem estar reagindo a variações contemporâneas nas expectativas, no momento da tomada de decisão.

Tabela 6 – Testes de Causalidade de Granger - Variável dependente: VAR_DIV_A_TOTAL

Teste de causalidade	Defasagens	Teste F	razão-t	Causalidade
Δ EXP_PIB_12m (ψ_1)	1	10,5874	-2,704**	SIM
	2	1,3163	-0,6327	NÃO
Δ EXP_SELIC_12m (ψ_2)	1	5,2019	-0,5945	NÃO
	2	0,7292	0,9588	NÃO
Δ EXP_IPCA_12m (ψ_3)	1	5,7016	-0,9995	NÃO
	2	0,7498	-0,168	NÃO
Δ EXP_PTAX_12m (ψ_4)	1	6,2564	1,31	NÃO
	2	1,603	1,92*	SIM

Nota: A causalidade foi determinada pelo teste de omissão das variáveis independentes. No caso do PIB com defasagem 1, o p-valor de seu teste de pode ser considerado igual a zero é 0,00745. Já no caso do PTAX com defasagem 2, o p-valor do teste do coeficiente igual a zero é 0,03608. ***, ** e * representam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Além do PIB, a variável Δ EXP_PTAX_12m também mostrou significância estatística (10%), no modelo com defasagem de dois períodos (trimestres). É razoável imaginar que esta variável possa influenciar empresas de determinados setores, notadamente os voltados para o comércio internacional. Em nível agregado, o resultado sugere que expectativas de apreciação do câmbio R\$/US\$ podem preceder maiores distribuições de dividendos, o que talvez possa

ser explicado pela alta participação relativa de empresas com fluxos de caixa significativamente expostos ao risco cambial, na Bovespa.

Finalmente, como forma de dar robustez aos resultados expostos na tabela 6, foi incluída na equação de teste a variável de controle ΔLPA_TOTAL , que é a variação total no lucro por ação, no trimestre imediatamente anterior à distribuição dos proventos. Conforme elucidado pela tabela abaixo, os resultados confirmam que, mesmo controlando para o lucro total por ação, as expectativas futuras quanto ao PIB estão negativamente relacionadas à distribuição de dividendos. Já a variável ΔEXP_PTAX_12m , que representa a expectativa do mercado sobre o câmbio nos próximos 12 meses, perdeu significância ao ser incorporado o lucro como variável de controle.

Tabela 7 – Testes de Causalidade de Granger com controle pelo Lucro - Variável dependente:

ΔDIV_A_TOTAL

<i>Teste de causalidade</i>	<i>Defasagens</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>Causalidade</i>
$\Delta DIV_A_TOTAL (\phi_1)$	1	-0,6531	0,1886	-3,463***	SIM
$\Delta LPA_TOTAL (\phi_2)$	1	0,4910	0,3530	1,391	NÃO
$\Delta EXP_PIB_12m (\psi_1)$	1	-0,9062	0,3849	-2,354**	SIM
$\Delta EXP_SELIC_12m (\psi_2)$	1	0,8597	2,0605	0,4172	NÃO
$\Delta EXP_IPCA_12m (\psi_3)$	1	0,3645	1,7747	0,2054	NÃO
$\Delta EXP_PTAX_12m (\psi_4)$	1	1,6690	2,2902	0,7288	NÃO

Nota: ***, ** e * representam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O resultado referente às expectativas do PIB é coerente com a hipótese de restrições de capital, segundo a qual, em um ambiente com dificuldade no acesso ao crédito, os gestores utilizam os lucros acumulados como fonte primordial para financiamento de novos investimentos. Quando o futuro da economia é mais brando, melhoram as expectativas de retorno dos investimentos e, em um ambiente de restrições financeiras, os lucros corporativos deixam de ser distribuídos a seus acionistas para financiar novos projetos de investimento. Em função disso, os resultados convergem para a literatura que classifica o Brasil como um mercado de importantes restrições ao crédito para empresas em geral.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diversos estudos em política de dividendos relacionam custos de transação, assimetria de informações e custos de agência como abordagem teórica. Tradicionalmente, variáveis como lucros e dividendos presentes e passados são assumidas como fatores determinantes nas variações na distribuição de dividendos das firmas. Alguns estudos afirmam que estas variáveis são inclusive cointegradas, ou seja, que possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo.

No campo das variáveis macroeconômicas, em especial no que tange às expectativas dos agentes, pouca atenção tem se dado à sua possível influência nas decisões de política de dividendos. Neste sentido, a contribuição deste artigo se dá através da execução de diversos testes relacionando projeções do PIB, SELIC, IPCA e PTAX na explicação de dividendos. Verificou-se que, embora a expectativa *a priori* acerca da influência das variáveis pareça ser ambígua na literatura, existe uma relação de dominância da predição teórica de que expectativas macroeconômicas favoráveis estão relacionadas a reduções na distribuição de dividendos (hipótese da restrição de capital). Paralelamente, as hipóteses levantadas por Miller e Rock (1985) e Fama e French (1998), de que aumentos nos dividendos só

aconteceriam em função de expectativas favoráveis quanto ao futuro, parecem ser secundárias e dominadas pela hipótese de restrições de capital.

Sustenta-se que o resultado encontrado por este estudo é condizente com a hipótese de restrições financeiras no Brasil, onde o crédito é relativamente escasso e seu custo bastante alto. Neste ambiente, os lucros acumulados tornam-se fontes primordiais de novos investimentos, em detrimento de emissão de dívida e outros mecanismos geradores de passivo exigível. Na medida em que as expectativas acerca do PIB no futuro melhoram, o custo de oportunidade de se distribuir dividendos aumenta, também em função das limitações das alternativas de financiamento externo. Os resultados evidenciam que os gestores distribuem mais dividendos quando a percepção de retorno dos futuros investimentos é menor, e vice-versa.

Ademais, os resultados do estudo não permitem afirmar que exista uma relação de longo prazo entre variações nos dividendos e variações nas expectativas macroeconômicas, pelo teste de Engle e Granger (1987). Este resultado pode ser considerado normal, vez que existem outros fatores com significativa importância na determinação da distribuição de lucros (efeito clientela, custos de transação, custos de agência, sinalização, etc). Mesmo assim, as expectativas quanto ao PIB futuro parece causar, no sentido de Granger, variações nos dividendos totais na economia, mesmo controlando pelo lucro. Entretanto, este resultado deve ser interpretado com cautela, visto que i) existe uma defasagem entre a *decisão* e o *pagamento efetivo* dos dividendos não capturada pelo estudo; ii) o estudo foi realizado em nível agregado, e não sobre as empresas individualmente; iii) limitações da amostra, principalmente em função da disponibilidade de dados sobre as projeções macroeconômicas.

Novas pesquisas futuras deverão ser realizadas para apontar relações mais fortes entre as variáveis ora analisadas. A análise individual, ou por grupos de empresas com características semelhantes (setores, por exemplo), poderá indicar com maior precisão quais os grupos respondem de forma mais acentuada e em que sentido esta relação ocorre. Além disso, a utilização de dados em painel pode ser um ganho metodológico importante. No campo empírico, a mesma análise pode ser realizada para outros países emergentes, para fins de comparação dos resultados. Espera-se que este trabalho tenha dado o primeiro passo para que questões relacionadas a expectativas e macroeconomia sejam incorporadas aos estudos sobre política de dividendos.

REFERÊNCIAS

AHARONY, J.; SWARY, I. *Quarterly Dividend and Earnings Announcements and Stockholders' Returns: An Empirical Analysis*. Journal of Finance, vol. 35, n.1 (Mar. 1980), pp. 1-12.

ALLEN, F.; MICHAELLY, R. *Payout Policy*. Working paper (2002). Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=309589>>. Acesso em 20/03/2010.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório Focus*. Disponível em <<http://www4.bcb.gov.br/?FOCUSSERIES>>. Acesso em: 19/02/10.

BASSE, T. *Dividend Policy and Inflation in Austrália: Results from Cointegration Tests*. International Journal of Business and Management, vol. 4, n. 6, 2009, pp. 13-16.

BERNHEIM, B. D.; WANTZ, A. *A Tax-Based Test of the Dividend Signaling Hypothesis*. American Economic Review, 85(3), 1995, PP. 532-551.

BHATTACHARYA, S. *Imperfect information, dividend policy and “the bird in the hand” fallacy*. Bell Journal of Economics, vol. 10, 1979, pp. 259-270.

BLACK, F. *The Dividend Puzzle*. Journal of Portfolio Management, vol. 2, 1976, pp. 5-8.

CALDEIRA, J. F.; PORTUGAL, M. S. *Estratégias Neutras ao Mercado, Long-Short, Baseadas em Portfólios Cointegrados*. Anais do IX Encontro Brasileiro de Finanças, 2009. Disponível em: <<http://virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/ebf/9EBF/paper/view/758/195>> Acesso em 18/03/2010.

CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. *The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors*. Review of Financial Studies, vol 1, n. 3 (1988), pp. 195-228.

DESHMUKH, S. *The effect of asymmetric information on dividend policy*. Quarterly Journal of Business & Economics, vol. 44, (1-2), 2005, pp. 107-127.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. *Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing*. Econometrica, 55 (1987), pp. 251-276.

FAMA, E. F.; BABIAK, H. *Dividend Policy: An Empirical Analysis*. Journal of the American Statistical Association, n. 63 (1968), pp. 68-74.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. *Permanent and Temporary Components of Stock Prices*. Journal of Political Economy, 96 (1988), pp. 246-273.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. *Testing Trade-Off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt*. Review of Financial Studies, vol 15, n. 1 (2002), pp. 1-33.

FIGUEIREDO, A. C. *O Conteúdo Informativo de Dividendos: Evidências no Brasil*. Working Paper. Disponível em: <<http://virtualbib.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/1148/fc06.pdf?sequence=1>>. Acesso em 23/07/2010.

GARRET, I.; PRIESTLEY, R. *Dividend behavior and dividend signaling*. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 35 (jun. 2000), pp. 173-189.

GRANGER, C. W. J. *Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross-Spectral Methods*. Econometrica, 1969, p. 424-438.

IQUIAPAZA, R. A. BRESSAN, A. A.; BARBOSA, F. V. *Dividendos: Plano Real, imposto de renda e sinalização nas empresas listadas na Bovespa – 1986 a 2003*. Anais do V Encontro Brasileiro de Finanças. São Paulo: SBFIn.

GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HENDRY, D. F.; JUSELIUS, K. *Explaining Cointegration Analysis: Part 1*. The Energy Journal, vol. 21, n. 1 (2000).

- JENSEN, M.; MECKLING, W. *Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure*. Journal of Financial Economics, 1976, v3 (4), pp. 305-360.
- JOHN, K.; WILLIAMS, J. *Dividends, dilution and taxes: a signaling equilibrium*. Journal of Finance, vol. 40, 1985, pp. 1053-1070.
- KALAY, A. *Signaling, Information Content, and the Reluctance to Cut Dividends*. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol. 15, n. 4, 1980, pp. 855-869.
- KORMENDI, R.; ZAROWIN, P. *Dividend Policy and Permanence of Earnings*. Review of Accounting Studies, vol. 1, 1996, pp. 141-160.
- LANG, L. H. P.; LITZENBERGER, R. H. *Dividend Announcements: Cash Flow Signalling vs. Free Cash Flow Hypothesis*. Journal of Financial Economics, 24 (1988), pp. 181-191.
- LINTNER, J. *The Distribution of Incomes of Corporations Among Dividends, Retained Earnings and Taxes*. American Economic Review, n. 46 (1956).
- MARSH, T. A.; MERTON, R. C. *Dividend Behavior for the Aggregate Stock Market*. Journal of Business, n. 60 (1987), pp. 1-40.
- MILLER, M. H.; ROCK, K. *Dividend Policy under Asymmetric Information*. The Journal of Finance, vol. 40, n. 4 (sep. 1985), pp. 1031-1051.
- MILLER, M.; MODIGLIANI, F. *Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares*. Journal of Business, n. 34 (1961), pp. 411-433.
- MOGOUÉ, M.; RAO, R. P. *The information signaling hypothesis of dividends: evidence from cointegration and causality tests*. Journal of Business Finance & Accounting, vol. 30, april 2003, n. 3-4, pp. 441-478.
- MYERS, S. C. *The capital structure puzzle*. Journal of Finance, vol. 39, 1984, p.p. 575-592.
- MYERS, S. C.; MAJLUF, N.S. *Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have*. Journal of Financial Economics, vol. 13, 1984, pp. 187-221.
- NELSON, C. *Applied Time Series Analysis*. San Francisco: Holden Day, 1973.
- SMART, S. B.; MEGGINSON, W. L. & GITMAN, L. J. *Corporate Finance*. Thomson South-Western, USA, 2004.
- YOON, P. S.; STARKS, L. T. *Signaling, Investment Opportunities, and Dividend Announcements*. The Review of Financial Studies, Vol. 8, n.4 (1995), pp. 995-1018.